



## 저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경영학 석사 학위논문

# 한국 시장에서의 투자이론과 외부자본조달효과

2018년 8월

서울대학교 대학원

경영학과 재무금융

권 지 영

# 한국 시장에서의 투자이론과 외부자본조달효과

지도교수 조 성 욱

이 논문을 경영학 석사 학위논문으로 제출함

2018년 5월

서울대학교 대학원

경영학과 재무금융

권 지 영

권지영의 석사 학위논문을 인준함

2018년 6월

위 원 장 \_\_\_\_\_ 서 경 원 (인)

부 위 원 장 \_\_\_\_\_ 김 우 진 (인)

위 원 \_\_\_\_\_ 조 성 욱 (인)

## 국 문 초 록

이 연구는 기업의 외부자금조달과 미래 수익률 간에 존재하는 음의 상관관계(외부자금조달효과)가 Q-theory에 의해 설명될 수 있는지 여부를 국내 기업을 대상으로 검증한다. Q-theory는 자본 투자나 기업의 수익성과 같은 실물투자변수들로 주식수익률을 설명할 수 있다고 주장하는데, 이를 확장하여 외부자금조달효과를 설명할 수 있다. Yuan Huang, F.Y.Eric C.Lam, K.C.John Wei (2014)는 실물투자의 대용변수로 투자지표를 나타내는 총자산 증가율(Total Asset Growth, TAG)과 수익성지표를 나타내는 총 수익성지수(Total ROA, TROA)를 사용하였고, 이 변수들을 통제할 경우 외부자금조달효과의 유의성이 약화됨을 확인하였다. 본 연구는 위의 방법론을 사용하여 국내 유가증권시장에 상장된 기업들을 바탕으로 연구를 진행하였고, 국내에서도 유사한 결과를 확인하였다.

구체적으로, 총자산 증가율과 총 수익성지수를 도입하였을 때 외부자금조달효과가 유의하게 감소하여 각 투자변수의 설명력을 확인할 수 있었다. 대체 가능한 투자 지표와 수익성 지표로도 분석을 진행하였을 때, 다른 투자변수보다 총자산 증가율의 설명력이 큼을 확인하였다. 총 수익성 지수의 경우, 한국 시장에서 R&D 투자를 비용으로 계상하는 기업의 표본이 적어 다른 수익성 지수와 설명력과 유사하였다. 하지만 R&D 투자를 유의적으로 점검할 수 있는 하위 표본들로 분석을 진행하였을 때, 총 수익성 지수의 유의한 설명력을 확인할 수 있었다. 기업의 자본조달행위에 영향을 미칠 수 있는 한계기업 변수를 통제하여도 투자이론 변수들의 설명력이 유의하게 존재함을 확인하였다. 마지막으로, 마켓타이밍 이론을 고려하여 연구를 진행하였을 때 한국 시장에서 가격불일치가 낮은 기업들에서는 외부자금조달효과가 나타나지 않았지만, 가격불일치가 높은 기업들에서는 투자이론의 변수들이 외부자금조달효과를 설명해냄을 확인하였다.

주요어 : 외부자금조달효과, 투자이론, Q-theory, 한계기업, 마켓타이밍

학 번 : 2016-20540

# 목 차

## 초 록

### 제 1장 서 론

제 1절 연구목표 및 의의	1
제 2절 선행연구	3
제 3절 가설의 설정	5
제 4절 논문의 구성	6

### 제 2장 데이터 및 변수 설정

제 1절 연구 표본	7
제 2절 변수의 정의	8
제 3절 기초 통계량	10

### 제 3장 실증분석 결과

제 1절 외부자금조달효과	12
제 2절 TAG와 TROA 변수 통제 후의 외부자금조달효과	14
제 3절 TAG와 TROA 변수의 유의성	15
제 4절 TROA 변수의 유의성 : 기업의 업력에 따른 외부자금조달효과	17
제 5절 TROA 변수의 유의성 : R&D 비용의 크기에 따른 외부자금조달효과	20
제 6절 한계기업에 대한 외부자금조달효과	22
제 7절 마켓타이밍효과와 외부자금조달효과	24

### 제 4장 결 론

### 참 고 문 헌

### Abstract

# 제 1 장 서론

## 제 1절 연구목표 및 의의

많은 문헌들은 “외부자금조달효과 (external financing effect)”라고 불리는 외부자본의 양과 주식의 미래 수익률의 음의 상관관계를 입증하고 있다. 주식수익률이 감소하는 현상에 대해서는 동일한 결론을 보여주지만, 그 원인에 대해서는 상이한 견해가 존재한다. 외부자금조달효과를 설명하는 대표적인 이론은 크게 두 가지로 구분되는데, 하나는 마켓타이밍이론이고 다른 하나는 투자이론이다.

마켓타이밍 이론은 시장 참여자들 간의 정보 비대칭성으로 인해 주식 수익률이 감소한다고 주장한다. 기업은 기업가치가 기업의 본질가치보다 상대적으로 고평가 되었을 때 유상증자를 통해 자금을 조달하고, 저평가되었을 때 자사주 매입을 통해 자금을 상환한다. 주식의 가치가 시간이 지남에 따라 적정 가격을 찾아가게 되면서, 고평가된 주식의 가격은 자연스럽게 하락하게 된다. 즉, 자금을 조달한 기업의 수익률은 주식의 가격불일치 현상이 조정되는 과정에서 감소하게 된다는 것이다.

그에 반해, 투자이론은 기업의 자금조달행위가 투자로 이어지면서 투자의 한계수익률이 낮아지거나 위험한 성장옵션이 감소하면서 기업의 요구수익률이 감소한다고 주장한다. 외부자금조달과 미래주식수익률의 관계가 투자와 요구수익률 간의 음의 관계를 반영한다는 것이다. Q-theory에 따르면 기업의 요구수익률이 낮을 때 기업은 더 많은 투자의 유인이 생기게 되고 이는 투자로 인한 주식수익률이 감소하는 현상을 보여주게 된다. 실질성장옵션이론에 따르면 성장옵션이 실물자산으로 대체되면서, 옵션이 보유하는 위험이 감소하면서 요구수익률이 감소하게 되어 외부자금조달효과를 설명하게 된다.

본 연구는 외부자금조달효과의 원인을 설명하는 이론 중 하나인 q-theory의 설명력을 높이는 데에 기여한다. Q-theory를 통해 외부자금

조달효과를 설명하기 위해서는 투자와 수익성의 정도에 대한 측정방법이 필요하다. 그에 따라 본 논문은 기업의 투자 정도와 수익성을 측정하는데 있어 보다 포괄적인 척도 즉 총자산 증가율과 총 수익성 지표를 사용하는 것이 중요하다는 것을 밝히고자 하였다. Yuan Huang, F.Y. Eric C. Lam, K.C. John Wei(2014)의 연구 방법에 따라 두 투자변수를 통제한 후 외부자금조달효과의 유의성이 감소하는지 확인하는 방법으로 연구를 진행하였다. 그 결과 한국 시장에서 총자산의 변동분으로 정의되는 총자산 증가율은 투자가 늘어날수록 수익률이 줄어드는 현상을 설명하는 유의한 변수임을 확인하였다. R&D비용을 고려한 총 수익성 지수는 다른 수익성 지수들과 설명의 유의성에 큰 차이를 보이지 않았다. 하지만, 한국 시장에서 R&D의 비용이 편향되어 분포되어 있으며, R&D를 계상하는 기업이 많지 않아 표본의 왜곡이 존재하였다. 이를 보완하여 R&D의 규모가 큰 기업과 R&D에 유의적으로 많이 투자하는 성숙한 기업으로 분석을 진행하였을 때 총 수익성지수의 유의한 설명력을 확인할 수 있었다.

추가적으로, 자금조달 행위의 목적, 방법, 규모 등이 상이한 한계기업과 관련된 변수를 통제하여 연구를 진행하였으며, 한계기업을 통제한 후에도 총자산 증가율과 총 수익성 지수의 설명력을 확인하였다. 마지막으로, 마켓타이밍이론을 점검하기 위하여 가격불일치 정도에 따라 하위표본을 구성하여 한국시장에서 마켓타이밍이론이 성립하는지 여부와 마켓타이밍이론을 고려한 투자요인의 설명력을 확인하였다. 한국시장에서 가격불일치 현상이 가장 낮은 기업에서는 외부자금조달효과가 유의하지 않았다. 하지만, 가격불일치 현상이 존재하는 기업들에서는 외부자금조달효과가 가격불일치 정도와 무관하게 유지되었으며, 그 크기도 비슷한 수준으로 유지되었다. 또한, 각 표본에서 총자산 증가율과 총 수익성 지수를 도입하였을 때, 외부자금조달효과의 유의성이 약화됨을 확인하였다.

## 제 2절 선행연구

기업이 외부에서 자금을 조달한 후에 기업의 성과가 부진하게 나타나는 외부자금조달효과는 많은 실증 연구들에 의해 뒷받침 되고 있다. Ritter(1991)와 Loughran and Ritter(1995, 1997)에 따르면, 기업이 IPO 나 유상증자를 하는 경우에 기업의 미래 주식수익률이 감소하였다. Spiess and Affleck-Graves(1995)은 부채를 발행하는 경우, Bilett et al.(2006)은 기업이 은행에서 대출을 받는 경우 기업의 미래 주식수익률이 감소한다고 주장하였다. 그와 반대로, Ikenberry et al.(1995)는 기업이 자사주를 매입하는 경우 주식 수익률이 상승함을 밝혔다. 그 외에도 Michaely et al.(1995)은 배당을 지급하는 방법으로 자금을 상환할 때, 또 Affleck-Graves and Miller(2006)는 부채를 상환할 때 모두 주식 수익률이 상승함을 보였다. 이를 통해, 외부에서 자금을 조달하는 기업들은 주식 수익률이 하락하고, 외부에 자금을 상환하는 기업들의 주식수익률이 상승하는 현상을 확인 할 수 있다.

이처럼 외부자금조달 이후 기업의 수익률이 감소하는 현상에 대해서는 많은 문헌들이 동일한 결과를 보여주지만, 감소하는 원인에 대해서는 마켓 타이밍 이론과 투자이론의 견해가 상이하다.

투자이론은 크게 q-theory와 실질성장옵션이론으로 설명된다. Q-theory(Cochrane,1991)에 따르면 회사는 요구수익률이 낮을 때 더 많은 투자를 한다. 미래에 예상되는 주식 수익률이 낮을 때, 기업의 자본조달비용이 투자의 한계가치보다 낮게 되어 추가적인 투자를 하게 된다. 즉, 요구수익률이 낮을수록 한 단위 투자로 인한 투자의 순현재가치가 상승하게 되고 이로 인해 투자가 증가하게 된다. 실질 성장옵션(Carlson, Fisher, and Giammarino, 2004)에 따르면 투자는 위험한 성장옵션을 상대적으로 덜 위험한 실물 자산으로 대체하는 행위이기 때문에 투자를 통하여 기업의 요구수익률이 감소한다고 주장한다.

마켓타이밍이론은 기업의 본질가치와 시장가치 간의 가격불일치로 인하여 경영진의 외부자금조달 행위가 결정되며, 가격이 재조정되는 과정을 통



해 주식 수익률이 변동된다고 주장한다. Baker and Wurgler(2002)에 따르면, 기업은 주식이 시장에서 고평가 되었을 때 주식을 발행하고, 저평가 되었을 때 자사주를 매입한다고 주장하였다. 즉, 기업이 상대적으로 주가가 고평가 되었을 때 유상증자를 하게 되면 가격이 재조정되는 과정에서 자연스럽게 수익률이 떨어지게 되며, 상대적으로 저평가 되어 자사주를 매입하게 되면 가격이 자연스럽게 상승하여 수익률이 오르게 된다.

각각의 이론을 뒷받침하기 위한 많은 실증연구들이 이루어졌다. 하지만, 각 이론의 설명력을 증명하고자 한 연구에서도 혼재된 결과를 나타낸다.

Q-theory의 설명력을 연구한 Lyandres et al (2007)은 투자가 적은 기업을 매수하고 투자가 많은 기업을 공매도하는 것이 외부자금조달 효과를 설명한다고 밝혔다. 즉, 투자의 양으로 외부자금조달효과를 설명할 수 있다고 주장하였다. 그에 반해 Sullivan and Zhang (2011) 논문은 외부자금조달이 자본투자와 낮은 상관관계를 갖는다고 밝혔다. 투자이론의 설명변수인 자본투자와 수익성을 통제한 후에도 외부자금조달 효과가 여전히 강하게 존재하였다.

마켓타이밍 이론에 대한 설명력을 분석한 연구에서도 상반된 결과가 나타난다. Butler, Cornaggia, Grullon, and Weston(2011)에 따르면, ROA와 순운전자산 성장률 두 변수의 투자요인을 통제 할 때 투자이론의 효과가 마켓타이밍 이론의 효과를 상쇄한다고 주장하였다. 한편, Lewis and Tan(2016)은 R&D 투자 변수를 추가하고, 시장의 정보비대칭현상을 잘 설명하는 종속변수인 이익공시일 수익률과 애널리스트들의 전망을 도입하여 분석을 진행하였을 때, 투자이론의 변수들을 통제하더라도 마켓타이밍 이론의 설명력이 유지됨을 확인하였다.

국내 시장을 대상으로 외부자금조달효과를 분석한 연구도 존재한다. 이한재, 김영빈(2009)는 한국 시장에서 주식 발행이 장기적으로 기대수익률과 유의한 관계를 보인다는 것을 확인하였다. 황보우, 김문겸(2014)는 경영자가 마켓타이밍이론을 고려하여 신주를 발행하게 되고, 이로 인한 영향이 장기적으로 지속된다고 주장하였다. 정형찬(2015)는 마켓타이밍이론이 기업의 자본구조를 결정하는 주요 요인이 아님을 주장하였다. 길재욱, 이

유경, 이은정(2016)은 지배구조에 따라 마켓타이밍 현상이 다르게 나타남을 주장하며, 지배구조가 약한 경우에만 마켓타이밍이론이 유효함을 검증하였다. 이상협(2016), 박경수(2017)은 경영자가 외부자금 조달 및 상황에 관한 의사결정을 할 때, 마켓타이밍이 우선적으로 고려하는 요인이 아님을 밝혔다.

### 제 3절 가설 설정

본 논문은 한국시장에서 q-theory를 통하여 외부자금조달효과를 설명할 수 있는 새로운 증거를 제시하고자 한다. 구체적으로 총자산 증가율(Total Asset Growth)과 R&D 지출액을 감안한 수익성(Total Profitability) 지표를 사용할 때, q-theory를 통해 외부자금조달효과를 설명할 수 있음을 검증하는 것이다.

Q-theory는 주식의 기대 수익률이 자본투자와 음의 상관관계를, 기업의 수익성과 양의 상관관계를 갖는다는 이론이다 (Liu et al, 2009; Hou et al, 2015). 기업들은 자본투자를 하기 위해 내부유보자본과 외부자본을 모두 사용하기 때문에 외부자금조달이 많을수록 자본투자가 많고 수익성이 낮을 때 내부에서 자금을 조달할 잉여자금이 부족하여 외부자본을 더 조달할 가능성이 크다. 그러므로 q-theory에 의하면 자본투자가 증가할수록 또한 기업의 수익성이 낮을수록 외부에서 조달하는 자본의 양이 늘어나게 되고 기업의 미래 수익률은 감소하게 된다.

이를 확인하기 위하여 자본투자의 지표로 총자산 증가율(Total Asset Growth, TAG)을 사용하고 수익성 지표로 총 수익성 지수(Total ROA, TROA)를 도입하여 연구를 진행한다. 외부자금조달효과를 q-theory로 설명이 가능하다면 두 변수가 외부자금조달효과의 설명력을 흡수하여 투자요인을 통제하였을 때 외부자금조달효과의 유의성이 감소하게 된다.

총자산 증가율(TAG)을 주요 투자 변수로 사용하는 근거는 두 가지다. 우선, Cooper et al.(2008)는 자산성장효과(Asset growth effect)라고

불리는 현상을 통해 총자산 증가율과 미래 기대수익률의 음의 상관관계를 보여주었다. 또한, Lam and Wei(2011)는 미국에서 투자이론의 효과로 자산성장효과를 설명할 수 있음을 보여주었다. 즉, 자산성장효과, 총자산 증가율과 주식수익률의 음의 관계의 원인이 투자요인으로 설명됨을 주장하였다. 또한, 총자산 증가율은 전반적인 자본 투자에 대한 포괄적인 척도이다. 기업들은 외부자금을 통해 다양한 형태의 투자비용을 조달하기 때문에 자본투자에 대한 포괄적인 지표는 q-theory의 설명력을 높일 것이다. 또한, Cooper et al (2008)은 총자산 증가율이 개별 성장 요인보다 수익률 예측력이 높다는 것을 밝혔다.

수익성 지수로 Hall (1992), Himmelberg, Peterson (1994) 및 Brown, Peterson (2009, 2011)에 따라 R&D 지출액이 차감되기 전의 수익률(Total ROA, TROA)을 사용한다. Q-theory는 회계상 이익이 아닌 경제적 수익성을 보여준다. Chan et al(2001)에 따르면 회계상 이익은 향후 경제적 수익성 증진과 연관된 R&D비용을 회계상 비용처리를 하기 때문에 진정한 경제적 수익성을 대변하지 못한다. R&D 지출액을 감산한 수익성(TROA)은 q-theory를 검증하는데 있어 통계적 검증력을 증진시키고 잠재적 측정 오류를 줄일 수 있다.

## 제 4절 논문의 구성

논문의 이후 내용은 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 데이터와 표본 선정 절차 설명 및 주요 변수를 정의할 것이다. [표1]을 통해 주요 변수의 기초 통계량과 상관계수를 보여준다. 3장에서는 주요 실증적 발견을 제시한다. [표2]에서 한국시장에서 외부자금조달효과의 존재 여부를 점검하고, 투자이론의 설명요인인 TAG와 TROA 변수를 통제하였을 때 외부자금조달효과가 어떻게 변화하는 지 점검한다. 그 후, TAG와 TROA 변수가 다른 투자지표나 수익성 지표보다 얼마나 더 유의한지를 점검하고자 [표3]의 결과를 제시한다. 또한, TROA 변수의 설명력을 추가적으로 검증

하고자, [표4]와 [표5]에 R&D 크기에 영향을 미치는 기업의 업력에 따른 하위 표본 구성과 R&D 크기에 따른 하위 표본 구성을 통하여 변수의 설명력을 확인한다. [표6]에서는 외부자금조달활동에 영향을 미치는 한계기업을 통제하여 외부자금조달효과를 분석하며, [표7]에서는 마켓타이밍이론을 고려한 외부자금조달효과를 추가적으로 분석한다. 4장에서는 결론을 제시하고자 한다.

## 제 2장 데이터 및 변수 설정

### 제 1절 연구 표본

본 연구는 1981년 1월부터 2016년 12월까지 한국거래소 유가증권시장에 상장된 기업으로 표본을 선정하였다. 분석을 위한 데이터는 에프엔가이드 데이터가이드와 한국상장사협의회 TS2000상의 재무상태표, 손익계산서, 현금흐름표, 자본변동표 등의 재무제표와 주가에 대한 정보로 구성하였으며, 개별 기업의 주식수익률은 월별 현금배당이 반영된 수익률을 사용하였다.

표본에서 나타날 수 있는 편의를 방지하고자, 한국표준산업분류 10차 기준으로 재무상태가 상이한 금융업에 해당하는 기업은 표본에서 제외하였으며 설명변수와 통제변수 모두 있는 표본만 분석 대상으로 삼았다. 생존편의를 제거하기 위해 상장이 폐지된 기업도 표본에 포함하였으며, 극단값의 결과에 왜곡을 가져오는 것을 방지하고자 모든 변수의 상, 하위 5%에 해당하는 극단 값을 조정(winsorizing) 하였다. 또한, 외부자금이 비정상적으로 많을 것으로 예상되는 기업들을 제거하고자 상장일 기준으로 2년 미만의 기업은 제거하여 연구를 진행하였다.

## 제 2절 변수의 정의

본 연구의 변수 정의는 Bradshaw, Richardson, and Sloan(2006), Butler, Cornaggia, Grullon, and Weston(2011), Lewis and Tan(2016)에 따른다. 순외부자금조달(net external financing)은 순자본자금조달(net equity financing)과 순부채자금조달(net debt financing)의 합이다. 순자본자금조달(NE)과 순부채자금조달(ND)의 정의는 각각 다음과 같다.

NE : 자본의증감 - 배당금지급 / 총자산(t-1)

ND : 장기금융부채의증감 + 단기금융부채의증감 / 총자산(t-1)

XF = 자기자본조달에서 발생한 현금흐름(NE) + 타인자본조달에서 발생한 현금흐름(ND)

외부자본조달은 1년간 보통주와 우선주의 유상증자, 자사주 매입, 배당금지급을 고려한 순현금흐름을 나타낸다. 외부부채조달은 장기차입부채와 단기차입부채의 순현금흐름을 나타낸다. 모든 재무 변수는 전기 순자산 대비 정의된다. 순외부자금조달이 양의 값을 가질 경우, 자본의 형태든 부채의 형태든 시장에서 자금을 조달하였음을 의미하고, 음의 값을 가질 경우 자금을 상환하였음을 의미한다.

자본 투자에 대한 변수로는 Cooper, Gulen and Schill(2008)에 따라 Total Asset Growth(TAG)을 사용한다. TAG는 전기 총자산 대비 총자산 변동분으로 계산한다. TAG 변수와 같이 자본 투자에 대한 종합적인 지표의 중요성을 확인하고자, TAG를 각각 현금의 성장률(CASHG), 현금유동성자산의 성장률(NCCAG), 유형자산의 성장률(PPEG), 기타자산의 성장률(OTHERG)로 분류하여 추가적인 검증을 진행한다. 각 변수의 정의는 다음과 같다.

CASHG = 현금및현금성자산(t) - 현금및현금성자산(t-1) / 총자산(t-1)

$NCCAG = \text{비현금성유동자산}(t) - \text{비현금성유동자산}(t-1) / \text{총자산}(t-1)$

$\text{비현금성유동자산} = \text{유동자산} - \text{현금및현금성자산}$

$PPEG = \text{유형자산}(t) - \text{유형자산}(t-1) / \text{총자산}(t-1)$

$OTHERG = \text{기타자산}(t) - \text{기타자산}(t-1) / \text{총자산}(t-1)$

기타자산: 총자산 - 유동성자산 - 유형자산

수익성에 대한 변수로는 Hall(1992), Himmelber and Petersen(1994), Brown and Petersen(2009, 2011)에 따라 총수익성(Total ROA, TROA) 지수를 사용한다. TROA는 ROA에 R&D를 더한 값으로 정의되며, 전기 총자산 대비 감가상각 후 영업이익인 ROA로 사용하며, R&D는 전기 총자산 대비 연구개발비와 재무상태표상의 개발비의 변동분을 의미한다.

$ROA = \text{감가상각 후 영업이익}(t) / \text{총자산}(t-1)$

$RD = \text{연구개발비}(t) + (\text{개발비}(t) - \text{개발비}(t-1)) / \text{총자산}(t-1)$

$TROA = ROA + RD$

위의 주요 변수들을 제외한 통제변수들에 대한 정의는 일반적인 선행연구들의 정의와 유사하다. 통제변수에 대한 정의는 다음과 같다.

$\text{Size}(=MV) = t\text{기 } 6\text{월의 시장가치}$

$B/M = t-1\text{기 } 12\text{월 자기자본 장부가치} / t\text{기 } 6\text{월의 시장가치}$

$Pret = t-1\text{기 } 7\text{월부터 } t\text{기 } 5\text{월까지 } 11\text{개월의 보유수익률}$

$DIS = \text{한계기업일 경우 } 1, \text{ 아닐 경우 } 0\text{을 갖는 더미변수}$

한계기업의 경우, 이자보상비율의 크기에 따라 한계기업 여부를 정의하였다.  $ICR(\text{이자보상비율}) = \text{영업이익} / \text{이자비용}$ 이 1미만인 기업을 한계기업으로 정의하여 DIS 변수에 1을 부여하고, 아닌 경우에 0의 값을 부여하여 변수를 정의하였다.

## 제 3절 기초 통계량

[표1] 기초통계량 및 상관관계

본 표는 표본의 기초통계량과 상관관계를 나타낸다. 순외부자금조달(net external financing, XF)은 순자본자  
금조달(net equity financing)과 순부채자금조달(net debt financing)의 합이다. 외부자본조달은 1년간 보통주와  
우선주의 유상증자, 자사주 매입, 배당금 지급을 고려한 순현금흐름을 나타낸다. 외부부채조달은 장기차입부채와 단  
기차입부채의 순현금흐름을 나타낸다. TAG는 Cooper, Gulen and Schill(2008)에 따라 전기 총자산 대비 총자산  
변동분으로 계산한다. CASHGG, NCCAG, PPEG, OTHERG는 TAG 변수를 개별 성장 요인을 분해한 지표로,  
CASHG는 현금 및 현금성 자산의 변동분이며, NCCAG는 비현금성유동자산의 변동분이다. PPEG는 유형자산의 변  
동분이며, OTHERG는 기타자산의 변동분이다. 수익성에 대한 지표는 감가상각 후 영업이익인 ROA로 사용하며,  
R&D는 연구개발비와 재무상태표상의 개발비의 변동분을 의미한다. Hall(1992), Himmelber and Petersen(1994),  
Brown and Petersen(2009, 2011)에 따라 총수익성(Total ROA, TROA)는 ROA에 R&D를 더한 값으로 정의한다.  
모든 재무 변수는 전기 순자산 대비 정의된다. 각각의 변수들은 극단값 5%를 조정하여 표본으로 삼았다.

Panel A : 변수의 기초통계량								
	Obs.	평균	표준편차	최소값	중앙값	최대값	Q1	Q3
CASHG	18666	0.88%	0.08	-62.27%	0.20%	110.32%	-1.69%	2.90%
NCCAG	18666	4.59%	0.16	-66.17%	2.91%	209.63%	-2.32%	9.74%
OTHERG	18666	2.19%	0.11	-68.15%	0.80%	186.68%	-1.01%	3.80%
PPEG	18666	3.77%	0.14	-93.60%	0.81%	194.85%	-1.17%	5.65%
RD	18666	0.43%	0.01	-5.07%	0.02%	14.19%	0.00%	0.39%
ROA	18666	6.03%	0.08	-61.92%	5.92%	61.76%	2.21%	9.90%
TAG	18666	11.33%	0.30	-88.46%	7.18%	501.25%	-1.56%	19.06%
TROA	18666	6.46%	0.08	-61.92%	6.31%	75.48%	2.48%	10.41%
XF	18666	4.30%	0.15	-65.36%	0.54%	288.38%	-2.80%	8.18%
Panel B : 변수 간의 상관관계								
	RD	TAG	ROA	TROA	CASHG	NCCAG	PPEG	OTHERG
XF	0.06	0.50	-0.07	-0.06	0.19	0.41	0.27	0.31
RD		0.12	0.06	0.20	0.03	0.10	0.06	0.09
TAG			0.30	0.31	0.27	0.76	0.68	0.56
ROA				0.99	0.11	0.29	0.19	0.09
TROA					0.12	0.30	0.20	0.10
CASHG						0.01	0.08	0.07
NCCAG							0.31	0.25
PPEG								0.12

[표1]은 패널 A, B로 구분되어 있다. 패널 A는 주요 변수들에 대한 기초 통계량을 나타내며, 패널 B는 각 변수별 상관관계를 보여준다.

패널 A의 기초 통계량은 극단값의 효과를 제거하기 위해 5% 수준에서 극단값을 조정한(winsorizing) 값이다. XF 변수의 평균은 4.3%로 일반적으로 기업들은 1년 동안 전년 자산 대비 약 4.3%의 외부자금조달을 하는 것을 알 수 있다. 그에 비해 XF의 중앙값은 0.54%로 평균에 비해 매우 낮다. 이를 통해 많은 기업들의 경우 외부자금의 조달이나 상환의 활동이 적은 것을 알 수 있다. R&D 변수의 평균은 0.43%이며, 1분위수와 중앙값은 각각 0.00%, 0.02%로 확인된다. 한국 시장에서 R&D의 비중이 높지 않으며, 그 분포 또한 우측으로 치우쳐 있음을 알 수 있다. 이와 같은 편향성을 보완한 연구도 추가적으로 진행해보았다.

패널 B에서는 q-theory에 의해 예측되었듯이, XF 변수와 자본 투자, 즉 XF변수와 TAG 변수가 상관관계수 0.5로 양의 관계를 가짐을 확인할 수 있다. 또한, 개별 성장 요인들 역시 XF와 양의 관계를 가지지만, 그 상관성이 TAG보다 작음을 알 수 있다. XF와의 상관관계수는 CASHG는 0.19, NCCAG는 0.41, PPEG는 0.27, OTHERG는 0.31으로 TAG가 보여준 0.5의 상관성보다 작다. 수익성 지표인 ROA와 TROA 역시 XF변수와 음의 상관관계를 보이며, q-theory 이론을 뒷받침하고 있다. 하지만, 앞선 R&D의 영향력이 한국 시장에서 크지 않음과 일관되게, ROA와 TROA의 상관관계가 0.99로 매우 높음을 확인 할 수 있다. 또한, TAG의 개별 성장 요인 중에서는 NCCAG와 TAG의 상관관계가 가장 높음을 확인 할 수 있다.



## 제 3장 실증 분석 결과

### 제 1절 외부자금조달효과

제 1절에서는 본 연구에 앞서 순외부자금조달과 주식 수익률간의 음의 상관관계를 확인하고자 기업 단위의 회귀분석을 수행하였다. 이를 위하여 다음과 같은 Fama Macbeth(1973) 방식의 회귀분석을 통해 외부자금조달 효과를 확인하였다.

$$R_{i,t+1} = a + bXF_{i,t} + c' Controls_{i,t} + \epsilon_{i,t+1}$$

종속변수인  $R_{i,t+1}$ 은 i 기업의 t+1년도 6월부터 t+2년도 6월까지의 월별 수익률이다. 통제 변수의 집단인 Controls는  $\ln(SZ)$ ,  $\ln(B/M)$ ,  $\ln(Pret)$ 으로 구성하였다. SZ는 Fama and French(1992, 1993)에 따라 t+1년도 6월 기준의 자본의 시장가치이며, B/M은 t년도 말의 자본의 시장가치 대비 자본의 장부가치를 의미한다. PRet은 t+1년도 5월을 기준으로 직전 11개월간의 보유기간 수익률을 의미하며,  $\ln(\cdot)$ 은 각 변수의 자연로그 값을 의미한다. 위와 같은 변수들을 대입한 회귀식에서 XF의 계수인 b는 외부자금조달효과를 나타내며, b의 값이 유의한 음의 값을 가질 때 외부자금조달이 많을수록 수익률이 떨어지는 외부자금조달효과를 설명한다고 해석할 수 있다.

[표2]의 패널 A를 통해 한국 시장에서도 유의한 외부자금조달효과가 나타남을 확인할 수 있었다. 전체 표본에서 XF의 계수는 -2.55, t값은 -2.75로 외부자금조달과 주식 수익률간의 유의한 음의 관계를 보여주었다. 연도별로 두 개의 하위표본을 나누어 1981년부터 2000년까지를 Early Period, 2001년부터 2016년까지를 Late Period로 분석을 진행하여도 모든 하위표본에서도 유의한 외부자금조달효과를 확인하였다. 첫 번째 하위 표본에서는 -2.47(t=1.80)의 계수를 확인하였고, 두 번째 하위 표본에서는

-3.20( $t=-2.08$ )의 계수를 확인하였다. 즉, 앞선 선행연구들과 동일하게 한국 시장에서 외부자금조달효과가 존재함을 확인할 수 있었다.

## [표2] 외부자금조달효과와 TAG와 TROA의 통제 후의 외부자금조달효과

본 표는 한국 시장에서 외부자금조달효과가 존재하는지 여부와 TAG와 TROA 변수를 통제하였을 때에도 외부자금조달효과가 존재하는지 점검한다. Panel A는 XF의 계수가 유의한 음의 값을 확인하여 외부자금조달효과의 여부를 분석한다. Panel B는 TAG와 TROA 변수를 통제한 후 XF의 계수를 확인하여 외부자금조달효과가 어떻게 변화하는지 분석한다. 종속변수인  $R_{i,t}$ 은  $i$  기업의  $t+1$ 년도 6월부터  $t+2$ 년도 6월까지의 월별 수익률이다. 통제 변수의 집단은  $\ln(SZ)$ ,  $\ln(B/M)$ ,  $\ln(Pret)$ 으로 구성되어 있다. SZ는 Fama and French(1992, 1993)에 따라  $t+1$ 년도 6월 기준의 자본의 시장가치이다. B/M은  $t$ 년도 말의 자본의 시장가치 대비 자본의 장부가치이며, Pret은  $t+1$ 년도 5월을 기준으로 직전 11개월간의 보유기간 수익률을 의미한다.  $\ln(\cdot)$ 은 각 변수의 자연로그 값을 의미한다.

Panel A : 외부자금조달효과							
		XF	$\ln(SZ)$	$\ln(BM)$	$\ln(Pret)$		
Full	coeff.	-2.55	0.01	0.64	-0.10		
(1981-2016)	(t-stat)	(-2.49)	(0.12)	(3.83)	(-1.18)		
Early	coeff.	-2.47	-0.01	0.58	-0.07		
(1981-2000)	(t-stat)	(-1.80)	(-0.08)	(2.20)	(-0.42)		
Late	coeff.	-3.20	0.10	0.75	-0.09		
(2001-2016)	(t-stat)	(-2.08)	(0.84)	(3.27)	(-1.29)		

  

Panel B : TAG 와 TROA 통제 후의 외부자금조달효과							
		XF	TAG	TROA	$\ln(SZ)$	$\ln(BM)$	$\ln(Pret)$
Full	coeff.	-1.30	-1.01	5.33	-0.10	0.86	-0.14
(1981-2016)	(t-stat)	(-1.51)	(-2.61)	(3.45)	(-1.11)	(3.55)	(-1.32)
Early	coeff.	-1.40	-0.85	5.67	-0.26	0.84	-0.20
(1981-2000)	(t-stat)	(-1.18)	(-1.47)	(2.30)	(-1.85)	(2.00)	(-0.99)
Late	coeff.	-1.20	-1.19	4.97	0.06	0.88	-0.08
(2001-2016)	(t-stat)	(-0.93)	(-2.24)	(2.62)	(0.58)	(3.65)	(-1.19)

## 제 2절 TAG와 TROA 변수 통제 후의 외부자금조달효과

제 2절에서는 본 연구의 가설을 검증하고자 TAG와 TROA 변수를 통제 하였을 때 외부자금조달효과가 어떻게 변하는지를 확인한다. 제 1절의 방법론을 이어 Fama Macbeth(1973)의 회귀분석에 TAG와 TROA 변수를 추가하여 수행하고, XF의 계수인 b의 변화를 살펴보았다.

$$R_{i,t+1} = a + bXF_{i,t} + cTAG_{i,t} + dTROA_{i,t} + eControls_{i,t} + \epsilon_{i,t+1}$$

[표2]의 패널 B를 통해 그 결과를 확인할 수 있다. 이를 통해 TAG와 TROA 변수를 통제함으로써 외부자금조달효과의 유의성이 약화됨을 확인할 수 있었다. XF의 계수는 -1.30(t=-1.51)로 유의성이 약화되었다. 더욱이 TAG의 계수는 -1.01(t=-2.61)로 유의한 음의 상관관계를 보여주고, TROA의 계수는 5.33(t=3.45)로 주식수익률과 유의한 양과 관계를 보여주고 있다. 이는 q-theory에 따라 투자지표인 TAG는 수익률과 유의한 음의 관계를 갖으며, 수익성지표인 TROA는 유의한 양의 관계를 가짐을 확인하였으며, 두 지표를 통해 순외부자금조달효과가 흡수되고 있음을 확인할 수 있었다. 위 결과의 강건성(robustness)을 확인하기 위해 연도별로 구성된 하위 표본의 결과 값을 보아도, 두 표본에서 모두 외부자금조달효과의 유의성이 약해짐을 확인할 수 있다. 첫 번째 표본에서는 XF의 계수가 -1.40(t=-1.18)로 그 유의성이 약화되었으며, 두 번째 표본에서 역시 계수 -1.20(t=-0.93)으로 유의성이 약화되었다.

즉, TAG와 TROA의 변수를 통제했을 때 외부자금조달효과가 유의하게 약화됨을 확인할 수 있었으며, 반대로 TAG는 주식수익률과 유의한 음의 관계성을, TROA는 유의한 양의 관계성을 보여주었다. 이는 본 연구의 가설과 일치하며, TAG와 TROA 변수가 외부자금조달효과를 설명하는 주요 변수임을 나타낸다.

### 제 3절 TAG와 TROA 변수의 유의성

제 3절에서는 TAG와 TROA 변수를 다른 유사한 지표들과 비교하여 두 변수가 갖는 유의성을 확인해본다. 제 2절에서 진행한 회귀분석식에서 TAG와 TROA를 대신하여 각각의 변수를 대체할 수 있는 지표들을 넣어 분석을 진행하였다.

먼저, 자본 투자에 대한 포괄적인 척도인 TAG를 통제하는 것의 영향력을 평가하기 위하여, Cooper et al.(2008)을 따라 TAG를 네 개의 개별 요인 CASHG, NCCAG, PPEG, OTHERG로 분해하였다. CASHG(Cash Growth)는 현금성 자산의 성장률이며, NCCAG(Noncash current Asset)는 비현금성유동자산의 성장률, PPEG(Property, Plant and equipment)는 유형자산의 성장률, OTHERG(Other Asset) 기타자산의 성장률을 의미한다. 제 2절에서 수행하였던 회귀분석 식에서 TAG 대신 각각의 개별 성장 요인들을 넣어 분석을 진행하였다.

[표3]의 패널 A를 보면 TAG가 외부자금조달효과에 갖는 설명력을 확인할 수 있다. 개별 성장 요인 하나와 TROA변수를 통제한 1번부터 4번까지의 모델에서 외부자금조달효과가 유의하게 나타난다. 즉, 개별 성장 요인으로는 외부자금조달효과를 충분히 설명해 내지 못함을 확인할 수 있다. 모델 1에서 CASHG를 투자요인으로 대체하였을 때, XF는  $-2.03(t=-2.21)$ 로 유의하게 남아있다. NCCAG로 분석을 진행하면, XF는  $-1.84(t=-2.14)$ 로 기존에 XF의 효과가 [표2]에서  $-2.49$ 와 비교했을 때는 그 유의성이 감소하였지만, 여전히 유의한 음의 값을 보여준다. PPEG와 OTHERG의 변수로 대체 했을 때에는 XF의 t값이 동일하게 유지 되었으며, 각각  $-2.46$ ,  $-2.19$ 의 계수 값으로 유의한 음의 값을 보여주었다. 마지막으로, 모델 5에서 네 개의 개별 성장 요인을 모두 고려하여 회귀분석을 수행하였다. 네 가지 요인을 모두 반영했을 때, XF의 계수가  $-1.59(t=-1.48)$ 로 하락하며, 외부자금조달효과가 유의하게 감소함을 확인할 수 있었다. 이로써, q-theory를 이용하여 외부자금조달효과를 설명할 때, 종합적인 투자 지표를 사용하는 것이 중요함을 확인할 수 있었다.

### [표3] TAG와 TROA 변수의 유의성

본 표는 TAG와 TROA 변수의 유의성을 점검하고자, TAG와 TROA를 대체할 수 있는 변수들로 회귀분석을 수행하여 그 영향력을 비교한다. Panel A는 TAG를 대체할 수 있는 각각의 개별 성장 요인과 TROA 변수를 통제한 후 외부자금조달효과가 어떻게 변화하는지 분석한다. Panel B는 TROA 대신 ROA 변수와 TAG 변수를 통제한 후 외부자금조달효과가 어떻게 변화하는지 분석한다. 종속변수인  $R_{i,t}$ 은  $i$  기업의  $t+1$ 년도 6월부터  $t+2$ 년도 6월까지의 월별 수익률이다. 통제 변수의 집단은  $\ln(SZ)$ ,  $\ln(B/M)$ ,  $\ln(Pret)$ 으로 구성되어 있다. SZ는 Fama and French(1992, 1993)에 따라  $t+1$ 년도 6월 기준의 자본의 시장가치이다. B/M은  $t$ 년도 말의 자본의 시장가치 대비 자본의 장부가치이며,  $Pret$ 은  $t+1$ 년도 5월을 기준으로 직전 11개월간의 보유기간 수익률을 의미한다.  $\ln(\bullet)$ 은 각 변수의 자연로그 값을 의미한다.

Panel A : TAG와 개별 성장요인과의 비교												
		XF	TAG	CASHG	NCCAG	PPEG	OTHERG	ROA	TROA	ln(SZ)	ln(BM)	ln(Pret)
Model 1	coeff.	-2.03		-4.15					4.56	-0.12	0.82	-0.16
	(t-stat)	(-2.21)		(-1.27)					(2.87)	(-1.27)	(3.26)	(-1.46)
Model 2	coeff.	-1.84			-0.89				4.72	-0.13	0.84	-0.14
	(t-stat)	(-2.14)			(-1.11)				(2.92)	(-1.37)	(2.97)	(-1.27)
Model 3	coeff.	-2.46				0.32			4.63	-0.10	0.86	-0.16
	(t-stat)	(-2.49)				(0.34)			(3.24)	(-1.10)	(3.94)	(-1.95)
Model 4	coeff.	-2.19					0.23		4.14	-0.11	0.79	-0.13
	(t-stat)	(-2.49)					(-0.36)		(2.75)	(-1.19)	(3.44)	(-1.28)
Model 5	coeff.	-1.59		0.86	-2.11	0.18	1.86		5.20	-0.13	0.55	-0.04
	(t-stat)	(-1.48)		(0.20)	(-2.63)	(0.21)	(1.23)		(3.16)	(-1.12)	(2.71)	(-0.40)
Panel B : TROA와 ROA와의 비교												
		XF	TAG	CASHG	NCCAG	PPEG	OTHERG	ROA	TROA	ln(SZ)	ln(BM)	ln(Pret)
Model 1	coeff.	-1.30	-1.01						5.33	-0.10	0.86	-0.14
	(t-stat)	(-1.51)	(-2.61)						(3.45)	(-1.11)	(3.55)	(-1.32)
Model 2	coeff.	-1.36	-0.97					5.21		-0.10	0.84	-0.14
	(t-stat)	(-1.59)	(-2.47)					(3.28)		(-1.06)	(3.49)	(-1.34)

그 다음으로, 회계적 오류를 보완하여 수익성 측정에 R&D 지출액을 포함한 TROA의 설명력을 검증하였다. TAG의 설명력을 검정했던 모델과 동일하게 제 2절의 회귀분석식에서 TROA의 자리에 대체할 수 있는 ROA의 변수를 사용하여 분석을 진행하였다. [표3]의 패널 B에 결과값이 나타난다. 모델 1은 ROA를 이용한 회귀 분석의 결과이며, 모델 2는 TROA를 이용한 회귀 분석의 결과이다. 모델 1의 XF 계수는  $-1.30(t=-1.51)$ 이며,

모델 2의 XF계수는  $-1.36(t=-1.59)$ 로 모두 유의하지 않은 음의 값을 보여 준다. 이는 ROA와 TROA 모두 외부자금조달효과를 설명하고 있다고 해석된다. 다만, XF의 유의성이 ROA로 분석한 모델1에서는  $-1.59$ 이며, TROA로 분석한 모델 2에서는  $-1.51$ 로 그 유의성이 약간 더 감소한다. 또한 ROA의 유의성은 3.28이고, TROA의 설명력은 3.45로 TROA를 사용하였을 때, 변수의 설명력과 외부자금조달효과의 흡수력이 조금 더 큼을 확인할 수 있다. 하지만, R&D 비용을 고려한 효과가 한국시장에서 뚜렷하게 나타나지 않았다. 총수익성 지수의 설명력을 살펴보기 위하여, 제 4절과 5절에서 추가적인 검정을 진행하였다.

#### 제 4절 TROA 변수의 유의성 : 기업의 업력에 따른 외부자금조달효과

제 4절과 제 5절은 R&D 비용을 고려한 TROA의 설명력에 대한 추가적인 검정을 진행하였다. 먼저 제 4절에서는 기업의 업력에 따른 TROA의 설명력을 분석하였다. 조성욱, 최윤영(2018)에 따르면, 신설된 기업에서 R&D에 대한 투자를 많이 할 것이라는 일반적인 예측과는 달리 업력이 짧은 기업에서 R&D에 대한 투자가 적고, 그로 인해 R&D 비용이 갖는 설명력의 유의성이 약하다는 사실을 확인하였다. 오히려 성숙한 기업일수록 R&D에 유의적으로 많이 투자하며, R&D의 효과를 고려한 수익성의 지표가 더 크고 강하게 나타남을 주장하였다. 한국 시장에서 이와 같이 R&D 비용에 대한 기업의 업력이 유의한 차이를 보임에 따라, 기업의 업력에 따라 두 개의 하위 표본을 구성하여 연구를 진행하였다. 일반적인 선행연구들의 정의를 따라 기업의 설립연도를 기준으로 설립 된지 15년 이하의 기업은 Young Firm으로 15년을 초과한 기업은 Mature Firm으로 구분하였다. 각각의 하위 표본에서 Fama and Macbeth(1973) 회귀분석을 수행하였으며, ROA와 TROA 변수의 설명력을 보고자 검증을 진행하였다.

#### [표4] TROA 변수의 유의성 : 기업 업력에 따른 외부자금조달효과

본 표는 TROA 변수의 유의성을 점검하고자, 기업의 업력에 따라 외부자금조달효과를 점검한다. Panel A는 설립연도를 기준으로 15년 이하의 Young Firm을 표본으로 하였고, Panel B는 15년을 초과하는 Mature Firm으로 분석하였다. 종속변수인  $R_{i,t}$ 은  $i$  기업의  $t+1$ 년도 6월부터  $t+2$ 년도 6월까지의 월별 수익률이다. 통제 변수의 집단은  $\ln(SZ)$ ,  $\ln(B/M)$ ,  $\ln(Pret)$ 으로 구성되어 있다.  $SZ$ 는 Fama and French(1992, 1993)에 따라  $t+1$ 년도 6월 기준의 자본의 시장가치이다.  $B/M$ 은  $t$ 년도 말의 자본의 시장가치 대비 자본의 장부가치이며,  $Pret$ 은  $t+1$ 년도 5월을 기준으로 직전 11개월간의 보유기간 수익률을 의미한다.  $\ln(\cdot)$ 은 각 변수의 자연로그 값을 의미한다.

Panel A : Young Firm (Obs.7635) 하위 표본의 외부자금조달효과 점검								
			XF	$\ln(SZ)$	$\ln(BM)$	$\ln(Pret)$		
Model 1	Full	coeff.	6.75	0.12	-0.41	-0.02		
	(1981-2016)	(t-stat)	(1.49)	(0.42)	(-1.07)	(-0.09)		
	Early	coeff.	5.04	0.07	-1.10	0.00		
	(1981-2000)	(t-stat)	(1.02)	(0.19)	(-1.59)	(0.01)		
	Late	coeff.	8.45	0.17	0.27	-0.05		
	(2001-2016)	(t-stat)	(1.10)	(0.37)	(0.98)	(-0.34)		
			XF	TAG	ROA	$\ln(SZ)$	$\ln(BM)$	$\ln(Pret)$
Model 2	Full	coeff.	0.08	-4.26	7.05	0.13	-0.25	-0.17
	(1981-2016)	(t-stat)	(0.01)	(-1.45)	(0.90)	(0.31)	(-0.64)	(-0.63)
	Early	coeff.	5.94	-1.55	5.99	-0.65	-0.82	-0.24
	(1981-2000)	(t-stat)	(0.83)	(-0.40)	(0.62)	(-1.56)	(-1.28)	(-0.46)
	Late	coeff.	-5.79	-6.96	8.12	0.91	0.33	-0.09
	(2001-2016)	(t-stat)	(-0.76)	(-1.56)	(0.64)	(1.33)	(0.87)	(-0.75)
			XF	TAG	TROA	$\ln(SZ)$	$\ln(BM)$	$\ln(Pret)$
Model 3	Full	coeff.	2.02	-3.17	4.85	-0.13	-0.31	-0.25
	(1981-2016)	(t-stat)	(0.38)	(-1.33)	(0.68)	(-0.33)	(-0.78)	(-0.80)
	Early	coeff.	4.94	-2.09	9.38	-0.86	-0.88	-0.40
	(1981-2000)	(t-stat)	(0.78)	(-0.50)	(0.77)	(-1.95)	(-1.34)	(-0.64)
	Late	coeff.	-0.90	-4.24	0.32	0.60	0.26	-0.10
	(2001-2016)	(t-stat)	(-0.10)	(-1.73)	(0.04)	(0.97)	(0.61)	(-0.88)

Panel B : Mature Firm (Obs.83965) 하위 표본의 외부자금조달효과 점검								
			XF	ln(SZ)	ln(BM)	ln(Pret)		
Model 1	Full	coeff.	-2.90	0.00	0.73	-0.12		
	(1981-2016)	(t-stat)	(-2.39)	(0.05)	(4.25)	(-1.59)		
	Early	coeff.	-2.21	-0.07	0.64	-0.14		
	(1981-2000)	(t-stat)	(-1.54)	(-0.43)	(2.72)	(-1.08)		
	Late	coeff.	-3.63	0.09	0.83	-0.10		
	(2001-2016)	(t-stat)	(-1.80)	(0.76)	(3.22)	(-1.34)		
			XF	TAG	ROA	ln(SZ)	ln(BM)	ln(Pret)
Model 2	Full	coeff.	-1.65	-0.96	4.97	-0.11	0.91	-0.16
	(1981-2016)	(t-stat)	(-1.75)	(-2.46)	(3.12)	(-1.15)	(3.76)	(-1.62)
	Early	coeff.	-1.55	-0.91	5.39	-0.26	0.93	-0.23
	(1981-2000)	(t-stat)	(-1.29)	(-1.63)	(2.20)	(-1.83)	(2.29)	(-1.25)
	Late	coeff.	-1.75	-1.00	4.52	0.05	0.89	-0.09
	(2001-2016)	(t-stat)	(-1.16)	(-1.80)	(2.17)	(0.49)	(3.36)	(-1.27)
			XF	TAG	TROA	ln(SZ)	ln(BM)	ln(Pret)
Model 3	Full	coeff.	-1.58	-1.01	5.08	-0.11	0.93	-0.16
	(1981-2016)	(t-stat)	(-1.66)	(-2.60)	(3.33)	(-1.20)	(3.81)	(-1.60)
	Early	coeff.	-1.53	-0.94	5.31	-0.26	0.94	-0.23
	(1981-2000)	(t-stat)	(-1.24)	(-1.69)	(2.23)	(-1.83)	(2.29)	(-1.25)
	Late	coeff.	-1.63	-1.08	4.84	0.04	0.92	-0.09
	(2001-2016)	(t-stat)	(-1.08)	(-1.95)	(2.49)	(0.40)	(3.44)	(-1.24)

[표4]의 패널 A는 Young Firm의 표본으로 회귀분석을 진행한 결과 값이다. 패널 A에서는 외부자금조달효과와 투자요인 변수의 설명력을 모두 설명하지 못했다. 표본의 수가 전체표본의 10%가 채 되지 않는 적은 표본으로 인해 결과의 설명력이 부족한 것으로 판단된다.

패널 B에서는 전체 Sample Period, Model 1에서 XF의 계수가 -2.90(t=-2.39)로 유의한 음의 관계를 보이며 외부자금조달효과가 있음을 보여주었다. Model 2의 전체 표본의 결과 값을 통해 ROA변수를 통제하였을 때, XF의 계수가 -1.65(t=-1.75)로 음의 관계 경향성을 유지함을 확



인하였다. TAG의 계수는  $-0.96(t=-2.46)$ , ROA의 계수는  $4.97(t=3.12)$ 로 각 변수의 유의성을 확인하였다. ROA 대신 TROA를 통제한 Model 3에서는 XF의 계수가  $-1.58(t=-1.66)$ 으로 Model 2와 비교했을 때, 그 유의성이 감소한 것을 확인하였다. 또한, TROA의 계수는  $5.08(t=3.33)$ 으로 ROA보다 더 유의한 지표임을 확인할 수 있었다.

## 제 5절 TROA 변수의 유의성 : R&D 비용의 크기에 따른 외부자금조달효과

[표1]에 따르면 한국시장에서 R&D 비용의 평균과 중앙값이 모두 낮고 우측으로 편향된 형태로 분포하고 있어, R&D를 고려한 TROA의 설명력에 왜곡이 있을 것이라 판단하였다. 이를 해소하고자, R&D 비용의 크기에 따른 하위 표본을 구성하여 외부자금조달효과를 분석하였다. R&D의 크기에 따라 3개의 하위 표본을 구성하여 제 1절과 2절의 연구 방법을 따라 각각의 표본에서 Fama Macbeth(1973) 회귀분석을 수행하였다.

### [표5] TROA 변수의 유의성 : R&D 비용의 크기에 따른 외부자금조달효과

본 표는 TROA 변수의 유의성을 점검하고자, R&D의 크기에 따라 외부자금조달효과를 점검한다. Panel A는 R&D의 크기에 따라 구성된 3개의 하위 표본에 대한 기초통계량이다. Panel B는 R&D의 크기가 큰 표본에서 TROA의 설명력을 확인한 결과값이다. 종속변수인  $R_{i,t}$ 은  $i$  기업의  $t+1$ 년도 6월부터  $t+2$ 년도 6월까지의 월별 수익률이다. 통제 변수의 집단은  $\ln(SZ)$ ,  $\ln(B/M)$ ,  $\ln(Pret)$ 으로 구성되어 있다. SZ는 Fama and French(1992, 1993)에 따라  $t+1$ 년도 6월 기준의 자본의 시장가치이다. B/M은  $t$ 년도 말의 자본의 시장가치 대비 자본의 장부가치이며, Pret은  $t+1$ 년도 5월을 기준으로 직전 11개월간의 보유기간 수익률을 의미한다.  $\ln(\bullet)$ 은 각 변수의 자연로그 값을 의미한다.

Panel A : R&D 크기에 하위표본의 기초통계량					
Sub-group	Obs.	평균	표준편차	최솟값	최댓값
Low R&D	34567	0.00	0.00	-0.05	0.00
Mid R&D	26537	0.00	0.00	0.00	0.00
High R&D	30496	0.01	0.02	0.00	0.14

Panel B : R&D 크기에 따른 하위 표본의 외부자금조달효과 점검

			XF	ln(SZ)	ln(BM)	ln(Pret)		
Model 1	Full	coeff.	-4.53	0.12	0.66	-0.14		
	(1981-2016)	(t-stat)	(-4.92)	(0.98)	(3.41)	(-2.12)		
	Early	coeff.	-3.18	-0.01	0.31	-0.10		
	(1981-2000)	(t-stat)	(-2.79)	(-0.04)	(1.19)	(-1.09)		
	Late	coeff.	-5.97	0.26	1.04	-0.19		
	(2001-2016)	(t-stat)	(-4.23)	(1.64)	(3.92)	(-1.84)		
			XF	TAG	ROA	ln(SZ)	ln(BM)	ln(Pret)
Model 2	Full	coeff.	-1.57	-1.98	6.96	0.05	0.71	-0.15
	(1981-2016)	(t-stat)	(-2.01)	(-2.79)	(2.68)	(0.45)	(3.60)	(-2.47)
	Early	coeff.	-1.15	-2.05	6.92	-0.12	0.27	-0.13
	(1981-2000)	(t-stat)	(-1.21)	(-2.63)	(1.79)	(-0.66)	(1.15)	(-1.46)
	Late	coeff.	-2.02	-1.90	7.01	0.24	1.18	-0.17
	(2001-2016)	(t-stat)	(-1.57)	(-1.54)	(1.97)	(1.63)	(4.15)	(-2.00)
			XF	TAG	TROA	ln(SZ)	ln(BM)	ln(Pret)
Model 3	Full	coeff.	-1.38	-2.11	7.25	0.05	0.75	-0.15
	(1981-2016)	(t-stat)	(-1.72)	(-2.97)	(2.79)	(0.44)	(3.77)	(-2.49)
	Early	coeff.	-0.92	-2.19	7.29	-0.12	0.30	-0.13
	(1981-2000)	(t-stat)	(-0.86)	(-2.75)	(1.79)	(-0.68)	(1.32)	(-1.46)
	Late	coeff.	-1.88	-2.02	7.21	0.23	1.23	-0.17
	(2001-2016)	(t-stat)	(-1.53)	(-1.65)	(2.18)	(1.59)	(4.19)	(-2.07)

[표5]의 패널 A는 각각의 하위 표본의 R&D 기초 통계량이다. R&D 규모가 가장 작은 표본(Low R&D)과 보통의 표본(Mid R&D)에서 모두 평균값이 0이며 표준편차도 0이다. 또한 보통의 표본에서는 최소, 최댓값이 0으로 R&D 비용이 없는 표본으로 구성되어 있다. 두 하위 표본에서의 분석은 전체 표본에서의 R&D 분포의 한계와 유사하여 R&D비용으로 인한 분석에 유의한 의미가 없다고 판단하였다.

R&D 규모가 가장 큰 기업들의 표본으로 연구를 진행한 결과 값은 패널 B에 제시되어 있다. Model 1을 보면, XF의 계수가 -4.53( $t=-4.92$ )로 유의한 음의 값을 가짐을 확인할 수 있다. Model 2를 통해, ROA를 통제하

였을 경우, XF의 계수가  $-1.57(t=-2.01)$ 로 여전히 유의한 음의 값을 나타낸다. 하지만, Model 3에서 ROA가 아닌 TROA로 통제하였을 때, XF의 계수는  $-1.38(t=-1.72)$ 로 유의성이 하락하여, TROA 변수의 설명력을 확인할 수 있었다. 또한 ROA의 계수는  $9.96(t=2.68)$ 인 반면, TROA의 계수는  $7.25(t=2.79)$ 로 계수 값과 유의성이 모두 TROA에서 강함을 확인할 수 있었다.

즉, R&D의 비용을 지출한 기업과 R&D의 크기가 상대적으로 유의한 설명력을 보일 수 있는 표본들로 연구를 진행해 보았을 때, R&D를 고려한 TROA의 설명력을 확인할 수 있었다.

## 제 6절 한계기업에 대한 외부자금조달효과

한계기업의 경우 자금조달 행위가 일반적인 기업과는 상이할 가능성이 있고 한계기업이라는 특성이 기업의 수익률에 영향을 미칠 수 있다. 이에 따라 한계기업이 본 연구의 표본에 포함된다면 편의가 발생할 수 있다고 보았다. 이를 보완하기 위하여, 한계기업과 관련된 변수를 추가적으로 통제하여 연구를 진행하였다. 이자보상비율이 1 미만인 기업을 한계기업으로 정의하여, 한계기업인 경우 1을, 아닐 경우에는 0의 값을 가지는 더미변수(DIS)를 설정하였다. 한계기업 변수를 추가하여 제 1절과 2절에서 진행한 Fama Macbeth(1973) 회귀분석을 수행하였다.

[표6]의 패널 A 결과 값을 통해 한계기업을 통제하고도 한국 시장에서 유의한 외부자금조달효과가 나타남을 확인할 수 있다. 전체 표본에서 XF의 계수는  $-1.87(t=-1.85)$ 로 수익률과 유의한 음의 관계를 보여준다. 첫 번째 하위표본에서는  $-1.48(t=-1.10)$ 의 계수를 보이며 유의한 외부자금조달효과를 확인할 수 없었지만, 두 번째 하위 표본에서는  $-2.75(t=-1.78)$ 의 계수를 통해 외부자금조달효과를 확인할 수 있었다.

[표6] 한계기업에 대한 외부자금조달효과

본 표는 외부자금조달효과에 영향을 미칠 수 있는 한계기업에 대한 변수를 통제하여 외부자금조달효과를 점검한다. Panel A는 한계기업 변수를 추가하였을 때, 외부자금조달효과가 여전히 존재하는지 점검한다. Panel B는 한계기업 기업과 함께 TAG, TROA 변수를 통제한 후 외부자금조달효과가 어떻게 변화하는지 분석한다. 종속변수인  $R_{i,t}$ 은  $i$  기업의  $t+1$ 년도 6월부터  $t+2$ 년도 6월까지의 월별 수익률이다. 통제 변수의 집단은  $\ln(SZ)$ ,  $\ln(B/M)$ ,  $\ln(Pret)$ 으로 구성되어 있다. SZ는 Fama and French(1992, 1993)에 따라  $t+1$ 년도 6월 기준의 자본의 시장가치이다. B/M은  $t$ 년도 말의 자본의 시장가치 대비 자본의 장부가치이며, Pret은  $t+1$ 년도 5월을 기준으로 직전 11개월간의 보유기간 수익률을 의미한다.  $\ln(\bullet)$ 은 각 변수의 자연로그 값을 의미한다.

Panel A : 한계기업을 고려한 외부자금조달효과								
		XF	ln(SZ)	ln(BM)	ln(Pret)	DIS		
Full	coeff.	-1.87	-0.10	0.75	-0.15	-0.90		
(1981-2016)	(t-stat)	(-1.85)	(-0.89)	(4.89)	(-2.63)	(-2.57)		
Early	coeff.	-1.48	-0.20	0.81	-0.19	-0.82		
(1981-2000)	(t-stat)	(-1.10)	(-1.07)	(3.35)	(-2.17)	(-1.41)		
Late	coeff.	-2.75	0.04	0.73	-0.07	-1.18		
(2001-2016)	(t-stat)	(-1.78)	(0.39)	(3.45)	(-1.07)	(-3.08)		
Panel B : 한계기업을 고려한 TAG 와 TROA 통제 후 외부자금조달효과								
		XF	TAG	TROA	ln(SZ)	ln(BM)	ln(Pret)	DIS
Full	coeff.	-1.13	-0.74	3.25	-0.20	0.96	-0.21	-0.77
(1981-2016)	(t-stat)	(-1.27)	(-1.98)	(2.91)	(-1.69)	(3.85)	(-2.4)	(-2.16)
Early	coeff.	-1.06	-0.37	3.97	-0.45	1.10	-0.35	-0.59
(1981-2000)	(t-stat)	(-0.84)	(-0.71)	(2.62)	(-2.25)	(2.50)	(-2.24)	(-0.94)
Late	coeff.	-1.20	-1.15	2.49	0.05	0.81	-0.07	-0.97
(2001-2016)	(t-stat)	(-0.92)	(-2.10)	(1.49)	(0.48)	(3.58)	(-1.04)	(-2.86)

[표6]의 패널 B에서는 한계기업과 함께 TAG와 TROA 변수를 통제할 때 외부자금조달효과가 유의하게 약화됨을 확인할 수 있다. 전체 표본에서 XF의 계수는  $-1.13(t=-1.27)$ 으로 그 유의성이 떨어졌다. 더욱이 TAG의 계수는  $-0.74(t=-1.98)$ 로 수익률과 유의한 음의 상관관계를 보여주고, TROA의 계수는  $3.25(t=2.91)$ 로 유의한 양의 상관관계를 보여주고 있다. 한계기업의 변수도  $-0.77(t=-2.16)$ 으로 유의한 양의 값을 보이면서, 유의한 한계기업의 변수를 통제하여도, TAG, TROA 각 변수의 유의성과 외부 자금조달효과에 대한 설명력을 모두 확인할 수 있었다. 연도별로 구성된

하위 표본의 결과 값을 볼 때, 외부자금조달효과가 존재하였던 두 번째 표본에서 역시 XF의 계수가  $-1.20(t=-0.93)$ 으로 외부자금조달효과의 유의성이 약화되었다.

즉, 외부자금조달효과에 유의한 영향을 미칠 것으로 예상된 한계기업 변수를 통제하고 연구를 진행했을 때에도, 한국시장에서 외부자금조달효과는 유의하게 나타났다. 또한, TAG와 TROA의 변수들을 함께 통제했을 때에는 외부자금조달효과의 유의성이 약화됨을 확인 할 수 있었으며, 반대로 TAG는 유의한 음의 관계성을, TROA는 유의한 양의 관계성을 보여주었다. 이를 통해 TAG와 TROA 변수가 외부자금조달효과를 설명하는 주요 변수임을 확인할 수 있다.

## 제 7절 마켓타이밍효과와 외부자금조달효과

외부자금조달효과를 설명하는 또 다른 이론은 마켓타이밍이론이다. 마켓타이밍이론에 따르면 기업들은 기업의 증권이 고평가되어있을 때, 자금을 조달하고 저평가되어 있을 때, 자금을 상환한다. 외부자금조달이 많은 기업의 주가는 이와 같은 가격 불일치가 조정되면서 자연스럽게 하락하게 되고, 이는 외부자금조달과 주식 수익률의 음의 관계를 설명하게 된다. 기업의 가치가 고평가 되었을 때 외부에서 조달되는 자금의 양은 더 많아질 것이며, 기업이 더 많이 고평가 되었을 때 더 큰 폭으로 주식 수익률이 감소하게 될 것이다. 즉, 마켓타이밍 이론은 시장의 가격불일치가 심할수록 외부자금조달과 주식수익률의 음의 관계인 외부자금조달효과가 더 크게 나타날 것이라고 주장한다.

이와 같은 현상을 고려하여 Piotroski and So(2012)을 따라 가격불일치 정도에 따른 외부자금조달효과를 분석하였다. Piotroski(2000)에 따라 매 t년마다 기업의 실제 가치인 FSCORE 변수를 만들고, 시장의 기대가치인 자본의 장부가치 대비 자본의 시장가치인 M/B 변수와 비교하여 가격 불일치의 정도를 파악하였다. FSCORE는 기업의 수익성, 유동성, 영업의

효율성 세 가지 측면을 고려한 9가지의 변수들의 값을 합친 지표이다. 즉, FSCORE는 각 기업의 건전성을 종합적으로 나타내는 지표이다. 9가지의 변수는 다음과 같은 9가지의 내용을 만족하면 1, 그렇지 않은 경우 0의 더미변수를 부여하여 9개의 더미 값을 합하여 결정된다.

- (1) t년도의 영업이익은 양수이다.
- (2) 영업으로 인한 현금흐름이 양수이다.
- (3) ROA의 변동분이 양수이다.
- (4) 영업으로 인한 현금흐름이 영업이익보다 크다.
- (5) 부채비율 즉, 전기 총자산대비 장기부채의 변동분이 음이다.
- (6) 유동비율의 변동분이 양수이다.
- (7) 총 마진, 즉 매출총이익률의 변동분이 양이다.
- (8) 자산 회전율의 변동분이 양이다.
- (9) 자본조달을 위한 현금흐름이 양이다.

M/B는 자본의 장부가치 대비 자본의 시장가치이다. 이 비율은 기업 자본에 대한 시장의 가치를 측정하여, 투자자의 기대 수익을 나타내는 지표로 사용된다. FSCORE와 M/B를 크기에 따라 3개의 그룹으로 구분하여, High, Mid, Low 각 세 그룹씩 구성한다.

가격불일치의 정도는 PPE(Prior expectation error)로 다음과 같이 정의한다. 크게 저평가 되어있는 기업은 PPE가 1인 기업으로, 기업의 성과는 매우 좋지만(High FSCORE), 투자자들의 기대 수익이 매우 낮은 기업이다(Low MB). PPE가 2인 기업은 기업의 성과가 매우 좋지만(High FSCORE), 투자자들의 기대 수익이 보통인 기업(Mid MB) 또는 기업의 성과가 보통이지만(Mid FSCORE), 투자자들의 기대 수익이 매우 낮은 (Low MB) 기업으로 기업의 실제 가치보다 약간 저평가 되어있는 기업군이다. FSCORE와 MB의 순위가 같은 경우, 즉 High FSCORE이면서 High MB이거나 Mid FSCORE이면서 Mid MB이거나 Low FSCORE 이면서 Low MB인 기업들은 가격불일치정도가 낮은 기업이다. 이러한 기업들은 PPE

지표가 3이다. PPE가 4인 기업들은 보통의 FSCORE와 높은 MB를 보이는 기업이거나 낮은 FSCORE와 보통의 MB를 보이는 기업으로, 약간 고평가 되어있는 기업을 의미한다. 마지막으로 가장 고평가 되어있는 기업들 PPE가 5인 기업들이며, Low FSCORE와 High MB를 가진 기업들이다. PPE가 1이거나 5인 기업들을 가격불일치 현상이 높은 기업들로 구분하고, PPE가 2 이거나 4인 기업들을 가격불일치 현상이 보통인 기업들, PPE가 3인 기업들을 가격불일치 현상이 낮은 기업으로 표본을 구분하였다. 그 후, 각 하위표본에서 Fama and Macbeth(1973) 회귀 분석을 진행하였다. [표7]에서 각 하위 표본의 첫 번째 모델에서 외부자금조달효과의 크기를 확인할 수 있다. 가격불일치가 어느 정도 존재하는 표본에서는 외부자금조달효과가 나타났다. 가격불일치 현상이 높은 표본(High ex-ante mispricing)에서는 XF의 계수가  $-3.66(t=-1.91)$ 로 외부자금조달과 주식 수익률 간의 유의한 음의 관계가 형성됨을 보여준다. 가격불일치 현상이 보통인 표본(Medium ex-ante mispricing)에서도 XF의 계수가  $-4.83(t=-1.82)$ 로 여전히 외부자금조달과 주식 수익률 간의 유의한 음의 관계를 보여준다. 가격불일치 현상이 높은 표본보다 t값의 유의성은 조금 작아지지만, 오히려 그 계수의 값은 더욱 커짐을 통해 가격불일치의 정도에 따라 외부자금조달효과가 크게 달라지는 것은 아님을 확인할 수 있다. 하지만, 가격불일치 현상이 낮은 표본(Low ex-ante mispricing)에서는 XF의 계수가  $-1.29$ 이지만 t값이  $-0.66$ 으로 외부자금조달과 주식 수익률간의 음의 관계가 유의하지 않음을 보였다. 이는 한국 시장에서 가격불일치 현상이 낮은 경우에는 외부자금조달효과가 발생하지 않음을 확인하였다.

각 하위 표본의 두 번째 모델에서는 TAG와 TROA 변수의 설명력을 확인할 수 있다. 외부자금조달효과가 유지되었던 가격불일치 현상이 높은 (high ex-ante mispricing) 표본에서는 TAG와 TROA 변수를 통제했을 때, XF의 계수가  $-3.33(t=-1.50)$ 으로 음의 상관관계 유의성이 약화되었다. 하지만, TAG와 TROA 지표 모두 유의한 t값을 가지지는 못한다.

[표7] 마켓타이밍효과와 외부자금조달효과

본 표는 마켓타이밍효과를 고려하여 외부자금조달효과를 점검한다. 마켓타이밍이론에 따라 가격불일치 정도가 외부자금조달효과에 미치는 영향을 확인하고, 그 효과가 TAG와 TROA 변수로 설명이 되는지 점검한다. 이를 위하여 Piotroski(2000)논문을 바탕으로 기업의 근본적 가치를 산출한 FSCORE와 시장의 기대수익을 나타내는 MB의 차이를 통해 가격불일치 정도를 도출한다. FSCORE는 기업의 실제 가치를 나타내는 지표로 기업의 수익성, 유동성, 영업의 효율성 세 가지 측면을 고려하여 9가지의 변수들의 값을 합친 지표이다. M/B는 자기자본 장부가치 대비 자기자본 시장가치이다. FSCORE와 M/B를 크기에 따라 3개의 그룹으로 구분하여, High, Mid, Low 각 세 그룹씩 구성한다. 그 후, 가격의 불일치 정도에 따라 PPE(Prior Expection Error) 지표를 구성한다. PPE=1은 highly underpriced, PPE=2 medium underpriced, PPE=3는 low mispricing, PPE=4는 medium overpriced, PPE=5은 highly overpriced 된 기업이다. 각각의 PPE 지표를 통해, PPE=1 이거나 5인 표본을 High ex-ante mispricing, PEE=2 이거나 4인 표본을 Medium ex-ante mispricing, PEE=3인 표본을 Low ex-ante mispricing으로 3개의 하위표본을 구성한다. 종속변수인  $R_{i,t}$ 은 i 기업의 t+1년도 6월부터 t+2년도 6월까지의 월별 수익률이다. 통제 변수의 집단은  $\ln(SZ)$ ,  $\ln(B/M)$ ,  $\ln(Pret)$ 으로 구성되어 있다. SZ는 Fama and French(1992, 1993)에 따라 t+1년도 6월 기준의 자본의 시장가치이다. B/M은 t년도 말의 자본의 시장가치 대비 자본의 장부가치이며, Pret은 t+1년도 5월을 기준으로 직전 11개월간의 보유기간 수익률을 의미한다.  $\ln(\bullet)$ 은 각 변수의 자연로그 값을 의미한다.

마켓타이밍이론과 외부자금조달효과 점검								
Sub-group			XF	TAG	TROA	ln(SZ)	ln(BM)	ln(Pret)
High ex-ante mispricing (PEE=5 or 1) Obs.17853	Model 1	coeff.	-3.66			-0.06	0.96	0.00
		(t-stat)	(-1.91)			(-0.32)	(3.52)	(0.00)
	Model 2	coeff.	-3.33	0.71	2.69	-0.17	1.00	-0.02
		(t-stat)	(-1.50)	(0.56)	(0.76)	(-0.97)	(2.73)	(-0.12)
Medium ex-ante mispricing (PEE=4 or 2) Obs. 38366	Model 1	coeff.	-4.83			0.11	1.09	0.00
		(t-stat)	(-1.82)			(0.85)	(4.17)	(0.03)
	Model 2	coeff.	-3.76	-0.90	5.66	0.05	1.23	0.05
		(t-stat)	(-1.38)	(-0.79)	(2.48)	(0.49)	(4.65)	(0.45)
Low ex-ante mispricing (PEE=3) Obs. 30493	Model 1	coeff.	-1.29			0.06	0.28	-0.26
		(t-stat)	(-0.66)			(0.42)	(0.81)	(-3.53)
	Model 2	coeff.	1.01	-1.98	6.46	0.07	0.53	-0.23
		(t-stat)	(0.43)	(-1.28)	(2.43)	(0.50)	(1.35)	(-3.77)

가격불일치 현상이 보통인 (Medium ex-ante mispricing) 표본에서는 TAG와 TROA 변수를 통제했을 때, XF의 계수가 -3.76(t=-1.38)로 외부 자금조달과 주식 수익률의 음의 관계의 유의성이 약화되었다. 또한, TROA의 계수는 5.66(t=2.48)로 외부자금조달효과에 대한 TROA 변수의 설명력을 확인할 수 있었다. 이를 통해 두 가지 결론을 도출해 낼 수 있다. 한국 시장에서 가격불일치 현상이 낮은 표본에서는 외부자금조달효과



가 미미하다. 이는 가격불일치가 낮은 경우 기업들은 외부에서 자금을 조달하지 않거나, 외부에서 자금을 조달하더라도 가격이 조정되는 과정이 없어서 외부자금조달효과가 나타나지 않는다. 이를 통해, 가격 불일치 정도가 낮으면 마켓타이밍이론으로 외부자금조달의 현상이 어느 정도 설명된다고 확인할 수 있다. 하지만, 일정 수준 이상의 가격불일치가 발생하는 표본에서는 TAG와 TROA 변수를 통제할 때, 외부자금조달효과는 그 유의성이 감소하며, 표본의 상당 부분을 차지하는 가격불일치 현상이 보통인 (Medium ex-ante mispricing) 표본에서는 q-theory에 의한 TROA 변수의 설명력 또한 유의하게 나타남을 확인할 수 있다.

## 제 4장 결론

본 연구는 한국시장에서 외부자금조달효과가 총자산 증가율(TAG)과 총 수익성(TROA) 두 개의 투자 변수를 사용하면 투자이론으로 설명될 수 있음을 확인하였다.

본 연구는 1981년 1월부터 2016년 12월까지의 한국 코스피시장 데이터를 통해 외부자금조달효과가 총자산 증가율과 총 수익성을 통제했을 때 그 효과의 유의성이 감소함을 확인하였다. 그 결과, 총자산 증가율 및 총 수익성을 통제하였을 시 외부자금조달효과의 기울기 계수가 약해지고 통계적으로 유의성이 약화되는 것을 볼 수 있었다. 반대로 총자산 증가율의 계수는 유의한 음의 값을 보였고, 총 수익성은 유의한 양의 값을 보였다. 이러한 결과는 q-theory의 설명과 일관되게 총 자산 증가율과 총 수익성이 외부자금조달 효과의 중요한 요인이라는 것을 암시한다.

본 연구는 총자산 증가율과 총 수익성을 사용하는 것의 중요성을 실증하기 위해 추가적인 분석들을 실시하였다. 총자산 증가율을 현금성자산, 비현금성유동자산, 유형자산, 및 기타 자산의 증가율로 나누었다. 총 수익성을 통제한 후, 총자산 증가율을 개별 자산의 증가율로 대체하였을 때 외

부자금조달 효과가 통계적으로 유의함을 유지하였다. 하지만 총 수익성과 모든 증가율 요인들을 동시에 통제하였을 때 외부자금조달 효과는 통계적 유의함을 상실하는 것을 볼 수 있었다.

총 수익성 지수의 설명력을 확인하고자 일반적인 수익성 지표인 ROA와 비교해 보았다. 전체 표본에서 R&D를 고려한 총 수익성(TROA)과 회계적 수익성(ROA)는 q-theory의 외부자금조달 효과에 대한 설명력에 큰 차이를 보이지 않았다. 하지만 한국 시장에서 R&D비용의 분포가 균일하지 않고, R&D 비용을 계상한 기업이 적어서 표본에 왜곡이 발생할 수 있다고 판단하였다. 이를 해결하기 위하여, R&D 비용에 영향을 미치는 기업의 업력에 따라 하위표본을 구성하고, R&D 크기에 따른 하위 표본을 구성하여 두 가지의 추가적인 점검을 수행하였다. 그 결과, R&D에 유의하게 투자하는 성숙한 기업과 R&D비용이 큰 표본에서는 유의한 TROA의 설명력을 확인할 수 있었다.

외부자금조달에 영향을 미칠 수 있는 한계 기업 변수를 추가적으로 통제하여 연구를 진행해 보았다. 한계 기업 변수를 통제하여도 TAG와 TROA 변수의 설명력은 유지 되었다. 또한, 외부자금조달 효과를 설명하는데 있어 대립되는 이론인 마켓타이밍이론을 고려하여 분석을 진행하였다. Piotroski and So (2012)를 따라 가격불일치의 정도를 측정하여 연구를 진행해 보았다. 그 결과 가격불일치 현상이 낮은 기업에서 외부자금조달 효과가 거의 발생하지 않음을 확인하였다. 이는, 한국시장에서 외부자금조달효과가 마켓타이밍이론으로 설명될 수 있는 부분이 있으나, 외부자금조달효과가 발생하는 하위 표본에서 TAG와 TROA 두 투자 변수들이 추가됨으로써 외부자금조달효과가 약화되고, 투자변수가 유의한 설명력을 가짐을 확인하였다.

본 연구의 한계 및 추가로 보완될 수 있는 부분은 크게 두 가지다. 첫째는 한국시장에서 R&D비용을 측정하는 방법을 다양하게 하는 것이다. 손익계산서 상에서 R&D비용을 계상하는 기업의 표본이 한국시장은 매우 적다. 이로 인하여 R&D비용을 고려한 수익성 지수의 설명력을 분석하는데 유의성이 떨어진다. 경제적 수익성을 파악하기 위하여 회계적인 R&D

비용이 아닌 실질적인 R&D비용을 측정하여 분석한다면, 전체 표본에서의 TROA의 설명력을 확인할 수 있을 것이라고 판단된다. 둘째는 가격불일치 현상을 측정하는 방법의 한계이다. 본 논문에서는 가격불일치의 정도를 측정하기 위하여 Piotroski(2000)의 방법을 따랐다. 기업의 실질 가치를 평가할 수 있는 9가지 지표를 사용하여 가격불일치 정도를 측정하였지만, 이 외에도 기업의 가치를 종합적으로 판단할 수 있는 실질적인 지표들을 사용한다면 가격불일치 정도에 따른 외부자금조달효과를 효과적으로 분석해낼 수 있을 것이라 판단된다.

## 참 고 문 헌

- 길재욱, 이유경, 이은정. (2016). 한국 기업의 자본조달과 마켓타이밍에 관한 연구. 한국증권학회지, 45(2), 209-245.
- 박경수. (2017). 서울대학교 석사학위 논문. 한국 기업의 자금조달과 주식수익률 : 마켓타이밍 이론 검증
- 이상협. (2016). 서울대학교 석사학위 논문. 한국기업의 자금조달 결정과 마켓타이밍
- 이한재, 김영빈. (2009). 한국 주식시장에서 주식발행의 기대수익률에 대한 예측력. 산업경제연구, 22(3), 1093-1110.
- 정형찬. (2015). 마켓타이밍과 한국기업의 자본구조. 재무관리연구, 32(2) : 77-117
- 조성욱, 최윤영 .(2018). Effects on R&D Investment on Profitability and Firm Value of Young Firms. 한국금융학회
- 황보우, 김문겸. (2014). 마켓타이밍이 자본구조에 미치는 영향에 관한 분석. 재무관리연구, 31(1) : 1-30
- Affleck-Graves, J., & Miller, R. E. (2003). The Information Content Of Calls Of Debt: Evidence From Long-Run Stock Returns. Journal of Financial Research, 26(4), 421-447.
- Billett, M. T., Flannery, M. J., & Garfinkel, J. A. (2006). Are bank loans special? Evidence on the post-announcement performance of bank borrowers. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 41(4), 733-751.
- Bradshaw, M. T., Richardson, S. A., & Sloan, R. G. (2006). The relation between corporate financing activities, analysts' forecasts and stock returns. Journal of Accounting and Economics, 42(1-2), 53-85.
- Brown, J. R., & Petersen, B. C. (2009). Why has the investment-cash flow sensitivity declined so sharply? Rising R&D

and equity market developments. *Journal of Banking & Finance*, 33(5), 971-984.

Brown, J. R., & Petersen, B. C. (2011). Cash holdings and R&D smoothing. *Journal of Corporate Finance*, 17(3), 694-709.

Baker, M., & Wurgler, J. (2002). Market timing and capital structure. *The journal of finance*, 57(1), 1-32.

Butler, A. W., Cornaggia, J., Grullon, G., & Weston, J. P. (2011). Corporate financing decisions, managerial market timing, and real investment. *Journal of Financial Economics*, 101(3), 666-683.

Carlson, M., Fisher, A., & Giammarino, R. (2004). Corporate investment and asset price dynamics: implications for the cross-section of returns. *The Journal of Finance*, 59(6), 2577-2603.

Chan, L. K., Lakonishok, J., & Sougiannis, T. (2001). The stock market valuation of research and development expenditures. *The Journal of Finance*, 56(6), 2431-2456.

Cochrane, J. H. (1991). Production-based asset pricing and the link between stock returns and economic fluctuations. *The Journal of Finance*, 46(1), 209-237.

Cooper, M. J., Gulen, H., & Schill, M. J. (2008). Asset growth and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 63(4), 1609-1651.

Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *the Journal of Finance*, 47(2), 427-465.

Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.

Hall, B. H. (1992). Investment and research and development at the firm level: does the source of financing matter? (No. w4096).

National bureau of economic research.

Himmelberg, C. P., & Petersen, B. C. (1994). R & D and internal finance: A panel study of small firms in high-tech industries. *The Review of Economics and Statistics*, 38-51.

Hou, K., Xue, C., & Zhang, L. (2015). Digesting anomalies: An investment approach. *The Review of Financial Studies*, 28(3), 650-705.

Huang, Y., Lam, F. E. C., & Wei, K. J. (2014). The q-theory explanation for the external financing effect: New evidence. *Journal of banking & finance*, 49, 69-81.

Ikenberry, D., Lakonishok, J., & Vermaelen, T. (1995). Market underreaction to open market share repurchases. *Journal of financial economics*, 39(2-3), 181-208.

Lam, F. E. C., & Wei, K. J. (2011). Limits-to-arbitrage, investment frictions, and the asset growth anomaly. *Journal of Financial Economics*, 102(1), 127-149.

Lewis, C. M., & Tan, Y. (2016). Debt-equity choices, R&D investment and market timing. *Journal of Financial Economics*, 119(3), 599-610.

Liu, L. X., Whited, T. M., & Zhang, L. (2009). Investment-based expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 117(6), 1105-1139.

Loughran, T., & Ritter, J. R. (1995). The new issues puzzle. *The Journal of finance*, 50(1), 23-51.

Lyandres, E., Sun, L., & Zhang, L. (2007). The new issues puzzle: Testing the investment-based explanation. *The Review of Financial Studies*, 21(6), 2825-2855.

Piotroski, J. D. (2000). Value investing: The use of historical financial statement information to separate winners from losers.

Journal of Accounting Research, 1-41.

Piotroski, J. D., & So, E. C. (2012). Identifying expectation errors in value/glamour strategies: A fundamental analysis approach. *The Review of Financial Studies*, 25(9), 2841-2875.

Ritter, J. R. (1991). The long-run performance of initial public offerings. *The journal of finance*, 46(1), 3-27.

Spiess, D. K., & Affleck-Graves, J. (1995). Underperformance in long-run stock returns following seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics*, 38(3), 243-267.

Sullivan, M., & Zhang, A. J. (2011). Are investment and financing anomalies two sides of the same coin?. *Journal of Empirical Finance*, 18(4), 616-633.

## Abstract

# Q-theory and External Financing Effect in Korean Market

Ji Young Kwon

Department of Finance

The Graduate School of Business Administration

Seoul National University

This paper provides new evidence in support of the q-theory explanation for the external financing effect in Korean market. The paper follows the methodology of Yuan Huang, F.Y.Eric C.Lam, K.C.John Wei (2014).

The results show that two new measures for investment factors, Total Asset Growth(TAG) and Total ROA(TROA) explains external financing effect. After controlling TAG and TROA, the external financing effect significantly weakens and this remains even after controlling marginal firms and market timing hypothesis. TAG and TROA shows significant explanatory power compared to other replaceable investment factors.

In Conclusion, external financing effect can be explained by q-theory using TAG and TROA in Korea.

Keywords : External Financing Effect, Investment theory,

Q-theory, Marginal Firms, Market Timing Hypothesis

Student Number : 2016-20540